

夫婦の相互作用を考慮した 活動時間配分モデルの比較考察

板倉 萌華¹・岩倉 成志²

¹学生会員 芝浦工業大学大学院 理工学研究科社会基盤学専攻（〒135-8548 東京都江東区豊洲 3-7-5）
E-mail: ah20011@shibaura-it.ac.jp (Corresponding Author)

²正会員 芝浦工業大学教授 工学部土木工学課程（〒135-8548 東京都江東区豊洲 3-7-5）
E-mail: iwakura@shibaura-it.ac.jp

子育て世帯の女性(妻)の有償労働時間を含む1日の活動時間配分量は、子の要素といった世帯属性や夫の協力などの影響を受けて変化し、その結果、就業継続を困難にしている。その背景には、生活と就業を支える都市政策のアプローチが少なく、定量的に評価する手法の未確立という課題がある。また、活動時間配分量は、家庭内や社会での役割分担の実態を反映する中核的な行動指標の1つである。このため、女性の継続就業を支える都市施策に向けた定量的評価手法の1つとして、活動時間配分モデルを確立することは重要である。本稿ではその基盤に基づき、最新の2021年の社会生活基本調査の世帯票データを用いてパラメータ推定を行う。最後に、推定結果を比較して、夫婦の活動時間配分をより良く表現するモデルを明示する。

Key Words: activity time allocation model, intra-household interactions, gender roles, Survey on Time Use and Leisure Activities (STULA)

1. はじめに

近年、女性の社会進出は発展しているが、男女間の1日における有償労働時間および無償労働時間の差異は依然として大きい(表-1)¹⁾。また、厚生労働省によれば²⁾、第一子出産後の妻の継続就業率は53.8%(2015～2019年)にとどまっており、ライフステージの変化が女性の継続就業を困難にしている。

その背景には、生活と就業を支える都市政策の不十分さがある。例えば、住宅・保育・職場の立地の不整合により、無償労働を主に担う女性が子育てと就業を両立しにくい構造が残存している。また、テレワーク環境の都市基盤整備(在宅勤務やシェアオフィス等)や保育サービス(駅前送迎保育ステーション等)の整備も十分とはいえない。さらに、これらの施策を定量的に評価する手法が確立されていない点も課題である。

筆者らは、女性の社会活躍に資する可能性がある都市施策として、駅前送迎保育ステーションや送迎保育機能付きシェアオフィスを挙げ、夫婦の相互作用を考慮した活動時間配分モデルを評価手法として導入し、これら施策の効果を定量的根拠に基づいて示すことを試みている³⁾⁴⁾。活動時間を扱うことは、就業や家事・育児に費やされ

表-1 日本における各労働時間の男女間の差異(単位:h/日)
(総労働時間=有償労働時間+無償労働時間)

	有償労働時間	無償労働時間	総労働時間
男性	7.53	0.68	8.21
女性	4.53	3.73	8.26

る時間配分を定量的に把握し、都市施策が生活行動に及ぼす影響を評価するために重要である。さらに、活動時間配分の分析に夫婦の相互作用を組み込むことは、世帯構成員間の相互依存的な行動を明らかにし、夫婦間や世帯内の役割分担の実態を理解する基盤となる。

相互作用を考慮することの重要性は、Yang, Bert and Dick (2023)⁵⁾においても指摘されている。例えば、世帯内で車などの移動資源を共有する場合、ある世帯構成員の車の利用が他の世帯構成員の移動選択に直接影響を与える。また、子の送迎や買物といった外出行動を例に挙げると、1世帯員の意思決定のみで完結するものではなく、夫婦間の役割分担や代替行動と密接に関連し、夫婦それぞれの活動時間配分に影響を及ぼす。

以上を踏まえると、女性活躍やジェンダー平等に資する都市施策を定量的に評価する手法として、夫婦の相互作用を考慮する活動時間配分モデルを確立することは重

要である。既往研究に着目すると、活動時間配分モデルの中でも世帯員間の相互作用を扱った先駆けの研究として、Glebe and Koppelman (2002)⁶⁾が挙げられる。同研究は、各世帯員の活動時間の選択確率を推計できるNested Logitモデルを提案し、さらに世帯員それぞれの活動時間の包括効用を世帯員間の相互作用を表す変数として効用関数に組み込んだモデルとなっている。このモデルは操作性が高く、世帯員の相互作用が考慮されているものの、意思決定単位は個人に基づいていることから張(2005)⁷⁾は、各世帯員の個別意思決定ではなく集団効用関数を用いて世帯全体としての意思決定を明示的にモデル化し、SUR (Seemingly Unrelated Regression model) を用いて推定した。さらに、Glebe and Koppelman (2005)⁸⁾は世帯員間の相互作用に加えて、世帯ごとの各世帯員効用に、どの世帯員の意思決定に重きを置くかを表すパラメータを組み込み、世帯全体での集団効用を最大化するPCCL (Parallel Choice Constrained Logit)モデルを開発した。これらの研究は、世帯内相互作用を異なる数理的アプローチで表現しており、個人を単位とするモデルと世帯全体を単位とするモデルという2つの方向性が存在することを示している。

そこで、本稿では、これまでに筆者が扱った Glebe and Koppelman (2002) を参考に定式化したモデル³⁾⁴⁾、Glebe and Koppelman (2002)⁶⁾、Glebe and Koppelman (2005)⁸⁾、張(2005)⁷⁾の4論文に記載されているモデル構造式を用いてパラメータ推定を行い、これらの推定結果を比較考察することで、夫婦の相互作用をより表現するモデル構造を明らかにすることを目的とする。

2. 使用するデータと分析対象者

総務省が実施した2021年の社会生活基本調査(調査表B)の匿名データ^{注1)}を用いる。この調査は、1日の活動時間配分を含む、国民の社会生活の実態把握を目的としており、サンプル数は14,606サンプルである。調査対象者は10歳以上の世帯構成員である。具体的な調査項目には、性別や就業関連などの個人属性、世帯収入や子供の有無や末っ子の年齢などの世帯属性、そして、1日24時間を15分ごとに区切った活動記録の情報がある。活動記録には、主行動の活動種類、同時行動の活動種類、同伴者、活動場所などの活動記録の情報が含まれている。調査日がどのような日か問う項目より、「休みの日」のみ回答された日を「休日」、「いずれの日にも当てはまらない」のみ回答された日を「通常の日」と設定した。例外として、配偶者が「休日」で本人が専業主婦の場合、本人の設定を「通常の日」から「休日」に変更した。基本的に、専業主婦・主夫は「休日」の分類がなく、その配偶者の「通常の日」「休日」であるかによって専業主婦・主夫自身の活動時

間も変容すると考えられるからである。

本分析の対象者は「夫婦のみの世帯のうちその夫と妻」「夫婦と子のみの世帯のうちその夫と妻」である。なお、三世帯家族やひとり親を除く。また、子供の年齢が15歳未満の場合、妻の年齢が60歳未満である世帯のみ使用する。1世帯(夫、妻)の1日の活動を1サンプルとして扱い、696サンプルを使用する。

3. 夫婦の活動時間配分モデルの構築

本稿では、Glebe and Koppelman (2002) を参考に定式化したモデル³⁾⁴⁾、Glebe and Koppelman (2002)⁶⁾、Glebe and Koppelman (2005)⁸⁾および、張(2005)⁷⁾で提示された4種類のモデル構造式を用いてパラメータ推定とそれら結果に基づく比較考察を行うが、すべての推定を同一条件下で行うため、共通のモデル構造を設定する。以上を踏まえ、本章ではモデル構造を説明したのち、各モデルの定式化を示す。

(1) モデルの構造

元データの活動種類は108種類であるが、本稿では張(2005)⁷⁾を参考に、モデル構築のための大まかな活動種類を表2のように集約し、モデル推定での活動分類を表3に示す。張(2005)⁷⁾を参考に活動分類をした理由は、活動を細かく分類しすぎると、活動時間配分割合0のサンプルが極端に増えることによる張(2005)⁷⁾モデルの推定問題が発生するためである。

モデル構造は、図-1、図-2の通りである。モデルの構造式の違いによって、Glebe and Koppelman (2002) を参考に定式化したモデル³⁾⁴⁾、Glebe and Koppelman (2002)(2005)⁸⁾のモデル構造は図-1(モデルの構造①)の通りであり、張(2005)⁷⁾のモデル構造は図-2(モデルの構造②)の通りであり、夫婦間および活動間の影響力を考慮したものとなっている。

図-1に示された各活動項目の説明を以下に示す。下位では、「個別活動」を示しており、単独で活動をする場合、また配偶者または配偶者と子の組合せ以外の同僚や友人などを行う活動が含まれる。活動種類は、「自宅活動」「自宅外分担活動」「自宅外独立活動」の3種類である。上位では、配偶者または配偶者と子と共に活動を行った場合を「共同活動」として分類する。この活動種類は、共同での自宅内活動、自宅外独立型および自宅外分担型の総和である。また、「総個別活動」とは、共同活動以外の全ての活動(=下位における各個別活動時間の総和)のことである。なお、図-2の各活動項目も同義である。

移動に関して、「有償労働に関する移動」「無償労働に関する移動」「自己ケア・自由時間に関する移動」と設定し、表4のように集約している。なお、有償労働・無償労働に関する移動は自宅外分担型、その他の移動は共同

活動または自宅外独立型に属している. 例外として, 有償労働・無償労働に関する移動に関しては, たとえ配偶者や配偶者と子と共に行われた場合でも, 下位の個別活動とみなす. その理由は, それらの移動は有償労働や無償労働のための必須活動であり, 同伴者の有無や種類は関係ないからである.

活動時間時間配分の設定方法は, Glebe and Koppelman (2002) (2005) ⁶⁾および張 (2005) ⁷⁾に従い, 世帯員 2 人 (夫婦) の共同活動時間および各個別活動時間の総和が完全一致する構造を採択する.

表-5 に夫婦の各活動時間配分量の統計値を示す. なお, 使用するデータは匿名の個票データのため, 平均値を求める際には集計用乗率を用いて加重平均している.

(2) Glebe and Koppelman (2002) の変更版モデルの定式化

Glebe and Koppelman (2002) ⁶⁾を参考に Nested Logit モデルを応用して, 夫と妻の相互作用を考慮した活動時間配分モデルの構築を行ったものである ³⁴⁾. このモデルは, 各活動の活動時間配分を説明するモデルであり, 1 日 24 時間 (1440 分) を割合 (選択確率) で表現する. なお, パラメータ推定は同時推定で行う.

モデルの構造式は, 以下の通りである. 上位で「総個別活動」を選択した条件下における下位の選択肢集合に属する個別活動項目 i への活動時間配分割合を式 (1), 上位の選択肢集合に属する活動項目 i への活動時間配分割合を式 (5), 各効用関数を式 (2) ~ 式 (4), 式 (6) および式 (7), ログサム式を式 (8) に示す.

本モデルの特徴は, 式 (8) において, 本論文では上位の「総個別活動」に対して, 下位の各個別活動の選択割合をログサム項として導入している点にある. これは, Glebe and Koppelman (2002) ⁶⁾において, 各個人の属性に基づく媒介変数をログサム変数のパラメータとする構造とは異なり, 一般的な NL の下位のログサム変数をパラメータ変数としてパラメータを推定することとした. この変更は, モデル構造の簡素化および推定の実行可能性の向上を目的としたものであり, Glebe and Koppelman (2002) ⁶⁾ のモデルからの変更である.

なお, 表-6 では各活動における一部の説明変数について説明する.

下位

$$S_{pn}(i|C_p^{Indp}) = \frac{\exp(V_{ipn})}{\sum_{j \in C} \exp(V_{jpn})}$$
$$\times \frac{\exp(\mu_{夫} \Gamma_1 + \mu_{妻} \Gamma_2)}{\exp(\mu_{夫} \Gamma_1 + \mu_{妻} \Gamma_2) + \sum_{j \in C_n^{Int}} \exp(V_{jn})}$$

(1)

表-2 大まかな活動種類

活動種類	①自宅での活動	⑩飲食(外食)
	②介護・受診等	⑪休養・くつろぎ
	③家事・育児等	⑫学習・研究
	④無償労働に関する移動	⑬趣味・娯楽
	⑤日常的買物等	⑭スポーツ・レクリエーション
	⑥ボランティア等	⑮交際・つきあい
	⑦非日常的買物	⑯その他の活動
	⑧有償労働	⑰自己ケア・自由時間に関する移動
	⑨有償労働に関する移動	

表-3 モデル推定での活動分類

活動種類	表-2 でのコード番号
自宅活動	①
自宅外分担活動	②～⑦
自宅外独立活動	⑧～⑰
共同活動	④, ⑨, ⑰を除く②～⑰

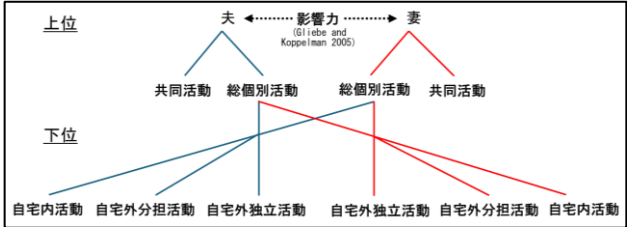


図-1 モデルの構造①

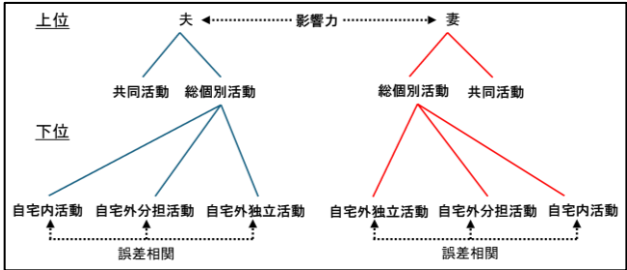


図-2 モデルの構造②

表-4 移動分類

移動種類	小分類
有償労働時間に関する移動	[1] 通勤
無償労働に関する移動	[2] 家事に関連した移動 [3] 育児に関連した移動 [4] 買物・サービスの利用に関連した移動
自己ケア・自由時間に関する移動	[5] 家事的趣味に伴う移動 [6] その他の移動に伴う移動 [7] 学習・研究に伴う移動 [8] 出張・研修に伴う移動 [9] その他の移動

$$V_{\text{自宅内活動}} = \beta_1 A_{\text{kojinnhi}} \quad (2)$$

$$V_{\text{自宅外分担活動}} = \beta_2 A_{\text{holiday}} + C_1 \quad (3)$$

$$V_{\text{自宅外独立活動}} = \beta_3 A_{\text{nomal}} + \beta_4 A_{\text{arr1}} + \beta_5 A_{\text{arr2}} + C_2 \quad (4)$$

上位

$$S_n(i|C_n^{Int}) =$$

$$\frac{\exp(V_{in})}{\exp(\mu_{\text{夫}}\Gamma_1 + \mu_{\text{妻}}\Gamma_2) + \sum_{j \in C_n^{Int}} \exp(V_{jn})} \quad (5)$$

$$V_{\text{共同活動}} = \beta_6 A_{\text{childzero}} + C_3 \quad (6)$$

$$V_{\text{総個別活動}} = \mu_{\text{夫}}\Gamma_1 + \mu_{\text{妻}}\Gamma_2 \quad (7)$$

$$\Gamma_p = \ln\left(\sum_{j \in C_p^{Indp}} \exp(V_{jpn})\right) \quad (8)$$

p: 個人(夫または妻)の番号

n: 世帯番号

i: 個人が実際に選択した活動項目

j: 選択肢集合 C_p に含まれる全ての活動項目

C_p^{Indp} : 世帯 n における個人活動の選択肢集合

C_p^{Int} : 世帯 n における共同活動の選択肢集合

A_{kojinnhi} : 夫と妻の個人収入比(説明変数)

A_{holiday} : 休日(説明変数)

A_{nomal} : 通常の日(説明変数)

A_{arr1} : フルタイム(説明変数)

A_{arr2} : パートタイム(説明変数)

$A_{\text{childzero}}$: 子の有無(説明変数)

(3) Gliebe and Koppelman (2002) の定式化

Gliebe and Koppelman (2002)⁹⁾の変更版モデルと同様に、Nested Logit モデルを応用した夫と妻の相互作用を考慮する活動時間配分モデルである。加えて、このモデルは、各活動の活動時間配分を説明するモデルであり、1日24時間(1440分)を割合(選択確率)で表現する。なお、パラメータ推定は同時推定で行う。

本モデルの特徴は、式(7)に示されている夫および妻のスケールパラメータを、各個人の属性に基づく媒介変数をログサム変数のパラメータとして扱う点にある。このパラメータを「重みパラメータ」として導入し、式(10)および式(11)に示す形で定式化される。これにより、夫婦それぞれの異質性および夫婦それぞれの異質性の組合せを考慮した活動時間配分を表現できる。この重みは夫と妻の属性ベクトル Z_{pn}, Z_{pn} の相対比率で決まり、夫婦のどちらがより影響力を持つかを示すものである。ただし、 $\theta_{\text{夫}} + \theta_{\text{妻}} = 1$ が成立しないため、全体的なスケールは不明である。

なお、式(1)~式(6)、式(8)はそのまま使用し、式(7)を式(9)に変更し、式(10)および式(11)を追加したモデル構造式を用いてパラメータ推定を行う。

表-5 データの記述統計(単位: 分/日)

		共同活動	自宅内活動	自宅外分担活動	自宅外独立活動
夫	平均値	202.5	723.8	30.6	483.1
	標準偏差	246.7	283.2	93.8	388.0
	最大値	1005.0	1440.0	600.0	1440.0
	最小値	0.0	0.0	0.0	0.0
妻	平均値	193.2	945.5	63.3	238.0
	標準偏差	248.8	282.6	96.0	253.4
	最大値	1005.0	1440.0	645.0	1050.0
	最小値	0.0	0.0	0.0	0.0

表-6 各活動の説明変数

活動種類	説明
自宅内活動	説明変数「夫と妻の個人収入比」は、夫と妻の個人収入の和に占める夫の個人収入の割合を比率で表し、0~1を0.1刻みで11区分に設定。例えば、夫と妻の個人収入比が、夫:妻=3:2の場合は、0.6となる。
自宅外独立活動	説明変数「フルタイム」「パートタイム」は、該当の場合を1、どちらにも該当しない場合(専業主夫・主婦)を0と設定。
総個別活動	説明変数「子の有無」は、子がいない場合を1、子がいる場合を0と設定。

$$V_{\text{総個別活動}} = \theta_{\text{夫}}\Gamma_1 + \theta_{\text{妻}}\Gamma_2 \quad (9)$$

$$\theta_{\text{夫}} = \frac{\exp(Z_{1n}\alpha)}{\exp(Z_{2n}\alpha)} \quad (10)$$

$$\theta_{\text{妻}} = \frac{\exp(Z_{2n}\alpha)}{\exp(Z_{1n}\alpha)} \quad (11)$$

$\theta_{\text{夫}}$: 夫の重みパラメータ

$\theta_{\text{妻}}$: 妻の重みパラメータ

α : スケールパラメータ

Z_{1n}, Z_{2n} : 通常の日×フルタイム(説明変数)

(4) Gliebe and Koppelman (2005) の定式化

Gliebe and Koppelman (2002)⁹⁾の変更版モデル³⁾⁴⁾およびGliebe and Koppelman (2002)⁹⁾と同様に、Nested Logit モデルを応用した夫と妻の相互作用を考慮する活動時間配分モデルである。加えて、このモデルは、各活動の活動時間配分を説明するモデルであり、1日24時間(1440分)を割合(選択確率)で表現する。なお、パラメータ推定は同時推定で行う。

本モデルは、Gliebe and Koppelman (2002)⁹⁾と同様に「重みパラメータ」を用いているが、Gliebe and Koppelman (2005)⁹⁾では、夫と妻の効用寄与度がロジット形式で確率的に定義されている点に特徴ある。式(12)および式(13)が示す通り、 $\theta_{\text{夫}} + \theta_{\text{妻}} = 1$ が常に成立する。したがって、本構造は夫婦間での相対的な影響度をシェアとして確率的に解釈可能にするものであり、世帯内の意思決定における影響

力の比率を直接的に表現している.

$$\theta_{夫} = \frac{\exp(Z_{1n} \alpha)}{\exp(Z_{1n} \alpha) + \exp(Z_{2n} \alpha)} \quad (12)$$

$$\theta_{妻} = \frac{\exp(Z_{2n} \alpha)}{\exp(Z_{1n} \alpha) + \exp(Z_{2n} \alpha)} \quad (13)$$

$\theta_{夫}$: 夫の重みパラメータ

$\theta_{妻}$: 妻の重みパラメータ

α : スケールパラメータ

Z_{1n}, Z_{2n} : 通常の日×フルタイム (説明変数)

(5) 張(2005)の定式化

本モデルは, 等弾力性型世帯効用関数を基盤とした世帯の活動時間配分モデルである. 加えて, このモデルは, 各活動の活動時間配分を説明するモデルであり, 1 日 24 時間(1440 分)を割合(選択確率)で表現する.

モデルの構造式は, 以下の通りである. 「共同活動(s)」への活動時間配分割合を式 (14), 「共同活動以外 (m, d, a)」への活動時間配分割合を式 (15) に示す. 等弾力性型世帯効用関数に従い, 活動時間配分割合を算出する際に必要な π_{nij} は式 (16) ~ 式 (19) であり, その π_{nij} を算出するために必要な構造式は式 (20) ~ 式 (24) の通りである.

本モデルの特徴は, 個人の重みパラメータ w_{np} の導入により, 夫婦のどちらがより影響力を持つかを表現できる点にある. なお, $w_{n夫} + w_{n妻} = 1$ の制約を設けてパラメータ推定を行っているため, Gliebe and Koppelman (2005)⁸⁾と同様に, 夫婦間での相対的な影響度をシェアとして確率的に解釈可能にする. 加えて, 世帯内相互パラメータ An の導入により, 夫婦が活動時間配分を決定する際のお互いの影響力の強弱を表現できるという特徴もある. 属性 Z_{nq} に基づき, どの活動の寄与効用が大きくなるか小さくなるかといった効果を反映できるパラメータである.

$$P_{ns} = \frac{\sum_p \pi_{nps}}{\sum_p (\pi_{npm} + \pi_{npd} + \pi_{npa} + \pi_{nps})} \quad (14)$$

$$P_{npj} = \frac{\pi_{npj}}{\pi_{npm} + \pi_{npd} + \pi_{npa}} \times \frac{\sum_p \pi_{nps}}{\sum_p (\pi_{npm} + \pi_{npd} + \pi_{npa} + \pi_{nps})} \quad (15)$$

$$\pi_{npm} = w_{np} u_{np}^{-An} \Delta_{npm} \rho_{npm} \quad (16)$$

$$\pi_{npd} = w_{np} u_{np}^{-An} \Delta_{npd} \rho_{npd} \quad (17)$$

$$\pi_{npa} = w_{np} u_{np}^{-An} \Delta_{npa} \rho_{npa} \quad (18)$$

$$\pi_{nps} = w_{np} u_{np}^{-An} \Delta_{nps} \rho_{nps} \quad (19)$$

$$u_{np} = \sum_j \gamma_{npj} u_{npj} + \sum_j \sum_{j' > j} \delta_{np} \gamma_{npj} \gamma_{npj'} u_{npj} u_{npj'} \quad (20)$$

$$u_{npj} = \exp \left(\sum_k \beta_{jk} X_{npj k} \right) \log(t_{npj}) \quad (21)$$

$$\Delta_{npj} = \gamma_{npj} + \sum_{j' \neq j} (\delta_{np} \gamma_{npj} \gamma_{npj'} u_{npj'}) \quad (22)$$

$$An = \sum_q \varphi_q Z_{nq} \quad (23)$$

$$\rho_{npj} = \exp \left(\sum_k \beta_{pk} X_{npj k} + \kappa_p \tau_{npj} \right) \quad (24)$$

p: 個人(夫または妻)の番号

n: 世帯番号

j: 活動項目

m: 自宅活動, d: 自宅外独立活動, a: 自宅外分担活動,

s: 共同活動

w_{np} : 世帯意思決定における構成員 p の相対的な影響力を表す重みパラメータ

u_{np} : 構成員 p の活動 j の遂行から得られる効用

An : 世帯構成員間の相互作用を表すパラメータ

Δ_{npj} : 構成員 p の活動 j に関する限界寄与率

ρ_{npj} : 活動時間に対する感応度

γ_{npj} : 活動 j の効用寄与にかかる重みパラメータ

u_{npj} : 構成員 p の活動 j の遂行から得られる効用

δ_{np} : 活動間相互作用パラメータ

β_{jk} : 個人属性パラメータ

t_{npj} : 構成員 p が活動 j を遂行する時間量

κ_p : 移動時間の影響パラメータ

τ_{npj} : 構成員 p が活動 j の実行に必要な移動時間量

4. パラメータ推定結果

パラメータ推定結果は, 表-7 の通りである. 尤度比に着目すると, Gliebe and Koppelman (2002)⁶⁾変更版モデル³⁾⁴⁾は 0.397, Gliebe and Koppelman (2002)⁶⁾モデルは 0.321, Gliebe and Koppelman (2005)⁸⁾モデルは 0.310 となり, ある程度の精度が確保できた.

各パラメータの有意性について, t 値 10% 有意水準を基準に列挙する. Gliebe and Koppelman (2002)⁶⁾変更版モデル³⁾⁴⁾は, 「休日(夫)」 「通常の日(夫, 妻)」 「フルタイム(夫, 妻)」 「パートタイム(妻)」 「スケールパラメータ $\mu_{夫}$ (夫, 妻)」であり, Gliebe and Koppelman (2002)⁶⁾モデルは, 「休日(夫)」 「通常の日(夫, 妻)」 「フルタイム(夫, 妻)」 「パートタイム(夫, 妻)」 「スケールパラメータ α (夫, 妻)」であり, Gliebe and Koppelman (2005)⁸⁾モデルは, 「個人収入割合(夫, 妻)」 「休日(夫)」 「通常の日(夫, 妻)」 「フルタイム(夫, 妻)」 「パートタイム(妻)」である. また, 夫と妻どちらにおいても, t 値 10% 有意水準を満たさないパラメータがいくつか存在することが各結果から読み

表-7 パラメータ推定結果

※()内はt値

	説明変数	Gliebe and Koppelman(2002)の変更版モデル		Gliebe and Koppelman(2002)モデル		Gliebe and Koppelman(2005)モデル	
		夫	妻	夫	妻	夫	妻
下位	個人収入割合 [自宅内活動] β_1	-0.227 (-0.69)	0.461 (1.46)	0.032 (0.15)	0.171 (0.68)	-0.800 (-2.52)	0.766 (2.68)
	休日 [自宅外分担活動] β_2	0.705 (1.82)	0.191 (0.61)	0.695 (1.77)	0.159 (0.51)	0.654 (1.66)	0.086 (0.27)
	通常の日 [自宅外独立活動] β_3	1.911 (9.94)	1.334 (5.74)	1.943 (10.23)	1.396 (6.16)	1.960 (10.02)	1.440 (6.21)
	フルタイム [自宅外独立活動] β_4	2.398 (2.31)	1.392 (3.94)	2.725 (2.58)	1.583 (4.49)	2.046 (1.90)	1.387 (3.95)
	パートタイム [自宅外独立活動] β_5	2.159 (1.60)	0.996 (2.78)	2.430 (1.71)	1.111 (3.08)	1.751 (1.18)	1.004 (2.77)
	定数項1 [自宅外分担活動] C_1	-3.290 (-8.04)	-4.415 (-4.22)	-3.085 (-8.69)	-4.540 (-4.28)	-3.718 (-9.11)	-4.545 (-4.27)
	定数項2 [自宅外独立活動] C_2	-2.278 (-6.90)	-3.005 (-6.44)	-2.487 (-8.28)	-3.372 (-7.88)	-1.990 (-6.27)	-2.819 (-6.52)
上位	子の有無 [共同活動] β_6	0.319 (1.55)	0.319 (1.55)	0.309 (1.51)	0.309 (1.51)	0.360 (1.79)	0.360 (1.79)
	定数項3 [共同活動] C_3	-0.246 (-0.41)	-0.246 (-0.41)	-0.701 (-2.44)	-0.701 (-2.44)	-1.316 (-5.69)	-1.316 (-5.69)
	スケールパラメータ [総個別活動] $\mu_{夫}$	1.833 (3.53)	1.833 (3.53)				
	スケールパラメータ [総個別活動] $\mu_{妻}$	1.745 (1.59)	1.745 (1.59)				
	スケールパラメータ [総個別活動] α			0.708 (4.01)		-2.410 (-1.12)	
	尤度比	0.397		0.321		0.310	
	サンプル数	696		696		696	

取れ、設定するパラメータの改良余地があると考ええる。

次に、夫婦の相互作用を表現する「スケールパラメータ $\mu_{夫}$ 」「スケールパラメータ $\mu_{妻}$ 」「スケールパラメータ α 」に着目する。Gliebe and Koppelman (2002)⁶⁾変更版モデル³⁾⁴⁾は、下位のログサム変数のパラメータとして「スケールパラメータ $\mu_{夫}$ 」「スケールパラメータ $\mu_{妻}$ 」を扱い、Gliebe and Koppelman (2002)⁶⁾モデルは、各個人の属性に基づく媒介変数をログサム変数のパラメータとして「スケールパラメータ α 」を扱い ($\theta_{夫} + \theta_{妻} \neq 1$)、Gliebe and Koppelman (2005)⁸⁾モデルは、 $\theta_{夫} + \theta_{妻} = 1$ となる「スケールパラメータ α 」を扱う。各モデルのパラメータ推定結果に着目すると、t値10%有意水準を満たしている唯一のモデルは、Gliebe and Koppelman (2002)⁶⁾モデルであることが明らかになり、夫婦の相互作用をより表現しているモデル構造である可能性が高い。ただ、Gliebe and Koppelman (2002)⁶⁾変更版モデル³⁾⁴⁾にて、スケールパラメータ $\mu_{夫}$ 、 $\mu_{妻}$ の値が1.0を超えてしまっていること、また、夫と妻どちらにおいても妻のスケールパラメータ $\mu_{妻}$ がt値10%有意水準を満たしていないことが懸念点として挙げられる。加えて、Gliebe and Koppelman (2005)⁸⁾モデルでは、スケールパラメータ α がt値10%有意水準を満たしていないことが懸念点である。今後は、これら3点の懸念点を解消したパラメータ推定結果と、本稿にて推定結果を提示できなかった張(2005)⁷⁾モデルのパラメータ推定結果に基づいてモデル構造を比較し、夫婦の相互作用をより表現するモデル構造を検証することを展望とする。

5. まとめ

本稿では、女性活躍やジェンダー平等に資する都市施策の定量的評価手法として、夫婦の相互作用を考慮した活動時間配分モデルを確立することを目指し、夫婦の相互作用をより表現するモデル構造を明らかにすることを

目的とした。そこで、最新の2021年社会生活基本調査(匿名データ)を用いて、同一のデータで、これまでに筆者が扱ったGliebe and Koppelman (2002)を参考に定式化したモデル³⁾⁴⁾、Gliebe and Koppelman (2002)⁶⁾、Gliebe and Koppelman (2005)⁸⁾に記載されているモデル構造式を用いてパラメータ推定を行い、これらの推定結果を比較考察した。その結果、夫婦の相互作用を示すスケールパラメータがt値10%有意水準を満たす唯一のモデルとして、Gliebe and Koppelman (2002)⁶⁾モデルが挙げられ、このモデル構造が夫婦の相互作用をより表現している可能性が高いことが明らかになった。しかし、4章で示した通り、各モデルのパラメータ推定結果には複数の懸念点が残ることから、それらの課題を解消したパラメータ推定を進めていきたい。また、今回は安定したパラメータ推定に至らなかった張モデルについてもパラメータ推定を行い、夫婦の相互作用をより良く表現するモデル構造を検証することを今後の展望とする。

NOTES

注1) 統計法に基づいて、独立行政法人統計センターから「令和3年社会生活基本調査」(総務省)に関する匿名データの提供を受け、独自に作成・加工した統計です。

REFERENCES

1) 内閣府：女性活躍に向けた男女双方の意識改革・理解促進 資料3, 男女共同参画局, pp.1, 2025.
2) 厚生労働省：今後の仕事と育児・介護の両立支援に関する研究会(第8回)資料3, 雇用環境・均衡局, pp1, 2023.
3) 板倉萌華, 岩倉成志：送迎保育ステーション利用による鉄道通勤時の送迎時間短縮効果の検証, 日本都市計画学会, 都市計画論文集, Vol.60, No.3, 掲載決定済み
4) Moeka ITAKURA, Seiji IWAKURA, Yiping LE: MODELING TIME ALLOCATION IN COUPLE

- HOUSEHOLDS WITH YOUNG CHILDREN, Eastern Asia Society for Transportation Studies, in press
- 5) Hu, Y., van Wee, B. and Ettema, D.: Intra-household decisions and the impact of the built environment on activity-travel behavior: A review of the literature, *Journal of Transport Geography*, Vol. 106, 103485, 2023.
- 6) Gliebe, J.P. and Koppelman, F.S.: A model of joint activity participation between household members, *Transportation*, Vol. 29, pp.49-72, 2002.
- 7) 張峻屹, 大後戸勝, 杉恵頼寧, 藤原章正 : 大規模時間利用データを用いた世帯時間配分行動の分析, 土木計画学研究・講演集
- 8) Gliebe, J.P. and Koppelman, F.S.: Modeling household activity-travel interactions as parallel constrained choices, *Transportation*, Vol. 32, pp.449-471.

(Received -- -, ----)

(Accepted -- -, ----)

COMPARATIVE ANALYSIS OF ACTIVITY TIME ALLOCATION MODELS WITH SPOUSAL INTERACTIONS IN HOUSEHOLDS

Moeka ITAKURA, Seiji IWAKURA